Wojciech Niemiro i Robert Wieczorkowski
Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń
Instytut Matematyki i Informatyki
oraz Główny Urząd Statystyczny, Warszawa

Linearyzacja estymatorów i losowanie bez zwracania

Jeśli zmienne losowe $X_1, \dots, X_n, \dots$ są i.i.d. i $T_n = T_n(X_1, \dots, X_n)$ jest ciągiem statystyk, to przez linearyzację tego ciągu rozumiemy ciąg statystyk $\tilde{T}_n = \tilde{T}_n(X_1, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^{n} c_{ni} X_i$ taki, że $T_n - \tilde{T}_n = o_p(n^{-1/2})$. W szczególności linearyzacja M-estymatorów znana jest jako reprezentacja Ghosha, zaś dla U-statystyk została podana w klasycznej pracy Hoeffdinga. Wyniki te można znaleźć w monografii Serflinga [3].

W badaniach reprezentacyjnych, przy losowaniu z populacji skończonych, pojawia się również potrzeba linearyzowania skomplikowanych estymatorów. W wytycznych EUROSTATU [1] zalecana jest linearyzacja jako metoda szacowania precyzji dla estymatorów takich wskaźników jak np. próg zagrożenia ubóstwem, frakcja zagrożona ubóstwem, wskaźnik Giniego, iloraz kwintylowy. W literaturze poświęconej badaniom reprezentacyjnym proponowane metody linearyzacji mają charakter heurystyczny. W referacie przedstawione zostaną dowody asymptotycznej normalności i ścisłe uzasadnienie konstrukcji asymptotycznych przedziałów ufności dla wymienionych wyżej estymatorów, w sytuacji losowania prostego bez zwracania. Wykorzystamy tzw. podejście modelowe [2]. Zakładamy, że badana populacja jest „próbką losową” z hipotetycznej „superpopulacji”.

Literatura

[1] EUROSTAT, Statistics on income, poverty & social exclusion (IPSE) and EU/SILC (Statistics on income and living conditions), Methodology of calculation of common cross-sectional EU indicators, Eurostat-Luxembourg (2004).
[2] C. E. Särndal, B. Swensson, J. Wretman, *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag, 1992.
[3] R. J. Serfling (1991), *Twierdzenia Graniczne Statystyki Matematycznej*, PWN.